

Erreichbarkeit und Teilnahmebereitschaft in Telefoninterviews: Versuch einer mehrebenenanalytischen Erklärung

Pötschke, Manuela; Müller, Christina

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Pötschke, M., & Müller, C. (2006). Erreichbarkeit und Teilnahmebereitschaft in Telefoninterviews: Versuch einer mehrerebenenanalytischen Erklärung. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 59, 83-99. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-198359>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Erreichbarkeit und Teilnahmebereitschaft in

Telefoninterviews:

Versuch einer mehrbenenanalytischen Erklärung

von Manuela Pötschke und Christina Müller¹

Zusammenfassung

Der Beitrag widmet sich der Erklärung der Bereitschaft zur Teilnahme an Befragungen auf der Basis von Daten zur Evaluation des Projektes „Stadt der Wissenschaft 2005 Bremen/Bremerhaven“. Zu diesem Zweck kommen Mehrebenenmodelle zur Anwendung, in deren Rahmen individuelle und kontextuelle Einflüsse simultan geschätzt werden. Die empirischen Analysen zeigen, dass auf die Stadtbezirksebene nur wenig Varianz entfällt. Als Konsequenz wird vorgeschlagen, in künftigen Analysen der Bereitschaft zur Teilnahme in Umfragen kleinere Kontexte zu berücksichtigen.

Abstract

In this paper, the willingness to participate in surveys is analyzed on the basis of data from the evaluation of the project “City of Science 2005 Bremen/Bremerhaven”. For this purpose multi-level-models are used, which estimate individual and contextual influences simultaneously. In the empirical analysis only little variance is found on the level of the urban districts. As a consequence it is suggested to include smaller contexts in future analyses of the determinants of survey participation.

1 Problemstellung

Die Fragestellung des vorliegenden Beitrages speist sich aus zwei aktuellen Diskussionssträngen der empirischen Sozialforschung: Empirische Forschungen stehen

¹ Dr. **Manuela Pötschke** ist Lektorin für Statistik und empirische Sozialforschung am Fachbereich 8 der Universität Bremen. **Christina Müller** ist Studentin der Politikwissenschaft an der Universität Bremen und war Praktikantin im Projekt zur Evaluation der "Stadt der Wissenschaft 2005 Bremen/Bremerhaven".

zunehmend vor dem Problem rückläufiger Zahlen von Personen, die bereit sind, an Umfragen teilzunehmen. Das ist insbesondere dann problematisch, wenn die Befragten sich von den Verweigerern systematisch unterscheiden und die Teilnahmeverweigerung darüber hinaus mit den inhaltlich interessierenden Informationen zusammen hängen. Zwar verzerren auch nicht zufällige Ausfälle die Befragungsergebnisse nicht zwangsläufig so, dass keinerlei Ergebnisinterpretation mehr möglich ist², meist besteht das Problem aber gerade darin, dass nicht bekannt ist, ob Nonresponse zu Verzerrungen führt oder nicht. Denn relevante Hintergrundmerkmale der Nichtteilnehmer fehlen in der Regel (*Engel et al.* 2004).

Neben der Frage nach der Teilnahmebereitschaft für Befragungen rückt indessen die Kontextabhängigkeit des Verhaltens der Menschen wieder in den Fokus sozialwissenschaftlicher Analyse. Das heißt, das Verhalten selber wird nicht lediglich aus den individuellen Merkmalen der Menschen vorhergesagt, sondern auch die Merkmale des Umfeldes werden gleichzeitig in diese Analyse einbezogen. Für zahlreiche Anwendungen wie beispielsweise das Wahlverhalten (*Klein und Pötschke* 2004, 2005), ästhetische Urteile (*Pötschke* 2001) oder Fragen der sozialen Integration (*Simonson* 2004) konnte die Relevanz der Kontexte gezeigt werden und entsprechende Umsetzungen in Mehrebenenmodelle bilden zunehmend den Standard soziologischer empirischer Forschung.

Mit dem vorliegenden Beitrag soll exemplarisch und explorativ der Frage nachgegangen werden, ob und wie Kontexteffekte die Teilnahmebereitschaft beeinflussen. Im Fokus der Betrachtung steht dabei ausschließlich Unit Nonresponse. Die Interpretation der empirischen Ergebnisse soll danach Hinweise liefern, die die Grundlage für eine zukünftig zu entwickelnde theoretische Begründung der Abhängigkeit von Teilnahmebereitschaften vom Kontext.

2 Ansätze zur Erklärung des Teilnahmeverhaltens

Die Entscheidung zur Teilnahme an Befragungen kann als mehrstufiger Selektionsprozess verstanden werden, der von einer Vielzahl von Faktoren abhängig ist: so z.B. von der Seriosität und dem Layout der Studie, der Incentivierung, der Personalisierung, dem angenommenen gesellschaftlichen Beitrag, dem Grad der wahrge-

2 So ist z.B. bei Lehrveranstaltungsbeurteilungen durchaus denkbar, dass sich gerade diejenigen Studierenden an einer Befragung beteiligen, die mit der betreffenden Veranstaltung entweder besonders zufrieden oder aber besonders unzufrieden sind, diejenigen, deren Zufriedenheit sich im mittleren Bereich befindet, jedoch eher auf die Teilnahme verzichten. Durch diese selektive Teilnahme würden sich zwar die Häufigkeiten der Veranstaltungsbeurteilung ändern, die mittleren Werte jedoch ähnlich bleiben.

nommenen moralischen Verpflichtung an der Befragung teilzunehmen, der Neuartigkeit der Studie, der Bequemlichkeit der Beantwortung und der Themenkenntnis (*Bosnjak* 2001: 87). Differenzieren lassen sich die Determinanten und Korrelate der Teilnahme in befragungs- und befragtenzentrierte Merkmale (*Bosnjak* 2002: 30). Zu den befragungsbezogenen Merkmalen gehören Aspekte der Befragungsankündigung, die Gestaltung des Instruments und die Implementierung der Befragung. Soziodemographische Merkmale und Persönlichkeitseigenschaften sowie Einstellungen zählen dagegen zu den befragtenzentrierten Merkmalen.

2.1 Befragungsbezogene Merkmale

Als befragungsbezogenes Merkmal, das sich positiv auf die Teilnahmebereitschaft auswirkt, haben sich die Wissenschaftlichkeit einer Untersuchung und der Grad der Personalisierung der Ansprache herausgestellt (*Bosnjak* und *Batinic* 1999; *Coo, Heath* and *Thompson* 2000; *Dillman* 2000). Der Begriff Personalisierung bezieht sich dabei sowohl auf den Adressaten der Befragungseinladung – er sollte namentlich angesprochen werden – wie auch auf den Absender einer Einladung zur Befragung, der persönlich unterschreiben und die Möglichkeit geben sollte, sich bei Rückfragen an eine reale Person zu wenden (*Dillman* 2000: 152). Letzteres betrifft auch Telefonumfragen. Hier konnte gezeigt werden, dass eine Vorankündigung des geplanten Telefonanrufs die Teilnahmehäufigkeit positiv beeinflusst.

Dass die Art und Weise der Konstruktion des Befragungsinstruments einen wesentlichen Einfluss auf den Rücklauf hat, ist spätestens seit der Formulierung der TDM durch *Dillman* (1978) weithin akzeptiert. Auch für andere Befragungsmodi als die schriftliche Befragung sind Adaptionen aus der TDM vorgeschlagen worden (*Engel* et al. 2004). Die zentralen Aspekte der Teilnahmebereitschaft beziehen sich dann auf Incentivierungen, die Einheit von Einladungs- und Befragungsmedium (Vermeidung von Medienbrüchen) und vor allem die Häufigkeit der Ansprache der Befragten.

2.2 Befragtenbezogene Merkmale

Hinsichtlich der Wirkungen von personenspezifischen Merkmalen auf die Wahrscheinlichkeit der Teilnahme an Befragungen wurden bisher insbesondere soziodemographische Variablen untersucht. Dabei kann ganz generell ein höherer sozioökonomischer Status, höhere Bildung und geringeres Alter als Motor der Teilnahmebereitschaft konstatiert werden (*Goyder* 1987; *Losch* et al. 2002, *McFadden* and *Winter* 2001). Eine Untersuchung entsprechender Effekte in Online Access Panels findet sich in *Pötschke* und *Engel* 2005.

Hinsichtlich der psychologischen Einflussfaktoren auf die Teilnahme an Befragungen ist der theoretische Bezug zur Einhaltung sozialer Normen und zu diesbezüglichen Einstellungen hervorzuheben. Es fehlen bisher aber aussagekräftige empirische Ergebnisse. Zwar gibt es mehrere Versuche, befragungsbezogene Einstellungen zu erheben, in der Regel wird aber keine Beziehung zum tatsächlichen Teilnahmeverhalten hergestellt.

Es gehört darüber hinaus mittlerweile zum common sense, dass das Interesse am Thema der Befragung eine wichtige Voraussetzung für die Teilnahme der potentiellen Befragten darstellt. Dabei geht es immer um die inhaltliche Bedeutung, die der Befragung durch die Teilnehmer zugeschrieben wird. (*Cook, Heath and Thompson* 2000; *Sheehan* 2001; *Sheehan and McMillan* 1999)

Die Konzeption der hier vorgestellten Studie war darauf ausgerichtet, das Potential zur Erhöhung der Rücklaufquote in Telefonumfragen durch die Integration der in der Literatur beschriebenen Maßnahmen auszuschöpfen. Voraussetzung dafür war eine Stichprobe des Einwohnermeldeamtes, die es erlaubte, soziodemographische Daten auch derjenigen in die Analysen einzubeziehen, die sich gerade nicht an der Befragung beteiligen wollten.

Dem ersten Telefonat ging demnach ein Anschreiben an alle Stichprobenmitglieder voraus, in dem auf die Befragungsinhalte und die Bedeutsamkeit der Teilnahme verwiesen wurde. In der postalischen Variante war dem Anschreiben der Fragebogen beigelegt.³ Im Anschreiben wurde sowohl auf die Bedeutung des Befragungsthemas als auch auf die Funktion der Studie als wissenschaftliche Begleitung besonders verwiesen. Selbstverständlich waren Projektleiter und Kontaktdaten angegeben.

2.3 Kontextbezogene Merkmale

Über kontextbezogene Merkmale und ihre Wirkung auf die tatsächliche Befragungsteilnahme der Menschen besteht relativ wenig gesichertes Erkenntnis. Wenn als eine der Grundvoraussetzungen für die Durchführbarkeit von Interviews die Kooperation der Befragten als soziale Norm und Regelfall (*Diekmann* 1997: 377) gilt,

3 In die schriftliche Befragung war ein kleines Methodenexperiment integriert, das *Dillmans* Anregung, einen weißen Fragebogen zu verwenden, aufgriff und thematisierte. Die verwendeten Fragebögen unterschieden sich dafür in ihrer Farbe und darin, ob Deckblatt und Innenblätter des Fragebogens die gleiche Farbe oder unterschiedliche Farben aufwiesen. Im Ergebnis kann gezeigt werden, dass weder die Farbe selber noch die Mischung einen Einfluss auf den Rücklauf hatten (*Pötschke und Müller* 2006).

dann scheint es plausibel, dass kooperative Kontexte günstigere Voraussetzungen für eine hohe Rücklaufquote darstellen. Wie kooperative Kontexte empirisch über die klassischen Sozialstrukturindikatoren hinaus gefasst werden können, bleibt dabei noch zu entwickeln. Auch der Zusammenhang zwischen dem Grad der inneren Kooperation in Nachbarschaften oder Stadtteilen beispielsweise und der Bereitschaft zur Kooperation mit Außenstehenden muss vor allem theoretisch begründet werden.

Im hier vorgestellten Beispiel werden als ein erster Schritt sozialstrukturelle Merkmale der Stadtteile, in denen die Menschen leben, einbezogen.

3 Datenbasis

Im Rahmen eines Evaluationsprojektes wurden Bremer und Bremerhavener Bürger zu ihrem Interesse für Wissenschaft und ihren Kenntnissen der Initiative „Stadt der Wissenschaft 2005“ befragt.⁴ Um in der Evaluation über die Beobachtung und Befragung der Veranstaltungsteilnehmer nicht nur die Personen zu erreichen, die von der Initiative wussten und an Veranstaltungen teilnahmen, sondern einen Vergleich mit denen zu ermöglichen, die keine Kenntnis von der Initiative hatten, wurde eine Zufallsstichprobe von den Einwohnermeldeämtern genutzt. In der Stichprobe waren Adressen von insgesamt 2 005 Personen enthalten. Vierhundert davon kamen aus Bremerhaven, 1 605 aus Bremen.

Für die Personen aus der Stichprobe wurden in einem ersten Schritt Telefonnummern recherchiert. Dafür wurden allgemein zugängliche Quellen wie regionale Telefonbücher und das Internet genutzt. Lediglich von 1 077 Personen (46,6 %) konnten tatsächlich Telefonnummern gefunden werden.⁵ Alle anderen wurden mit einem schriftlichen Fragebogen befragt. Die Interviews fanden in der Zeit vom 28. Juni 2005 bis 14. Juli 2005 jeweils außer Sonntags zwischen 10 und 20 Uhr statt.

4 Zum Projekt „Stadt der Wissenschaft 2005“ sind unter www.stadtdewissenschaft-2005.de zahlreiche Informationen, unter anderem der Abschlußbericht der Evaluation, erhältlich.

5 Alternativ zu diesem Vorgehen können zufällige Telefonnummern generiert werden, die dann die Stichprobe bilden. Die Nachteile dieses Vorgehens bestehen darin, dass keine Informationen zu den Nonrespondern vorliegen und dass kein Anschreiben verschickt werden kann, das das Interview ankündigt.

Tabelle 1 Teilnahme und Ausfälle in der Studie

	Telefonstichprobe				Schriftliche Stichprobe
	1. Welle	2. Welle	3. Welle	4. Welle	
Bruttostichprobe	1077	518	300	176	928
Stichprobenneutrale Ausfälle					
falsche Nummer	13	4	1	0	
kein Anschluss unter dieser Nummer	10	8	0	1	
Faxanschluss	8	1	2	0	
Büroanschluss	1	0	0	0	
KP: Zielperson verzogen	18	1	3	1	1
KP: ZP hat Wohnsitz in anderer Stadt	2	0	1	3	
Brief nicht zustellbar					22
KP: ZP für die Dauer der Befragung nicht erreichbar	15	7	14	16	1
KP: ZP ist tot	3	0	0	1	
Bereinigter Stichprobensatz	1007	497	279	154	904
Reale Ausfälle					
Anschluss dauerhaft besetzt *	10	3	5	1	
dauerhaft Freizeichen *	207	123	74	52	
Anrufbeantworter *	131	98	63	46	
Hörer aufgelegt *	24	5	3	0	
Verständigung unmöglich	19	5	7	3	
KP: ZP ist dauerhaft krank	26	6	7	1	1
KP: Verweigerung des Zugangs zur ZP *	18	5	0	1	
KP: ZP ohne Begründung nicht zu erreichen *	2	8	0	0	
KP: ZP will sich selbst melden *	2	0		0	
KP: abgebrochen	2	0	0	0	
ZP: kein Interesse	129	43	26	16	3
ZP: keine Zeit	11	1	11	6	
ZP: ohne Grund verweigert	7	0	0	0	
keine Terminvereinbarung *	9	10	1	1	
Interview angeblich schon geführt (Verwechslung mit anderer Studie)	1	1	2	1	
ZP möchte schriftlichen Fragebogen oder Anschreiben noch mal erhalten *	0	1	0	1	
Termin vereinbart *	34	24	9	3	
unfester Termin vereinbart *	99	31	21	6	
falscher Proband					4
Teilnahme am Interview	211	69	38	23	122
Teilnahme nach Terminvereinbarung	65	18	16	7	
Teilnahmequote innerhalb der Welle	27,41	17,51	19,35	19,48	13,49
Teilnahmequote insgesamt bis zum jeweiligen Zeitpunkt (N _{Telefon} = 943 bzw. N _{Brief} = 904)	29,27	38,49	44,22	47,40	13,49

KP = Kontaktperson; ZP = Zielperson; * = Personen wurden in der nächsten Welle wieder befragt.

In Tabelle 1 sind die Teilnahmequoten und die Ausfallgründe für insgesamt vier Telefonwellen und die schriftliche Variante der Befragung dargestellt. Dabei zeigt sich eine höhere Teilnahmequote bei den telefonischen Anfragen im Vergleich zur schriftlichen Befragung. Dieses Ergebnis ist jedoch vor allem darauf zurück zu führen, dass die Erhebung insgesamt für eine Telefonbefragung konzipiert und optimiert worden war. Es war vorgesehen, in mehreren Erhebungswellen vorzugehen, so dass die telefonischen Kontaktversuche bei den Personen, die im ersten Versuch nicht erreicht wurden, zu anderen Tageszeiten wiederholt werden konnten. Für die schriftliche Befragung gab es eine solche wiederholte Kontaktierung nicht. Die nachfolgenden Analysen sind deshalb auch nicht als vergleichende Beurteilung der Erhebungsmethode mit Blick auf die höheren Rückläufe angelegt, auch wenn die Erhebungsform als Einflussvariable kontrolliert wird.

Die Beteiligung an der Befragung über die Befragungsformen hinweg liegt bei 30,81 %. Dabei ist der Rücklauf in den telefonischen Erhebungswellen (mit Ausnahme der ersten) jeweils deutlich höher als im Durchschnitt. Vor dem Hintergrund der ursprünglich geplanten ausschließlichen Telefonbefragung schien es jedoch ein besserer Rücklauf zu sein, als wenn von vornherein diejenigen ausgeschlossen worden wären, für die keine Telefonanschlüsse zu recherchieren waren.

4 Mehrebenenansatz und Modellentwicklung

Die Anlage als Mehrebenenanalyse erlaubt es, die Frage nach der Teilnahmebereitschaft an einer Befragung gleichzeitig in Abhängigkeit von individuellen und kontextuellen Merkmalen zu untersuchen. Die Dichotomie der abhängigen Variablen „Teilnahme an der Befragung“ erfordert ein logistisches Modell.

1. Ebene:
$$\log\left(\frac{\pi_1}{\pi_0}\right) = \beta_{0j} + \beta_1 x_{1i} + \varepsilon_i$$

2. Ebene:
$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}$$

wobei:

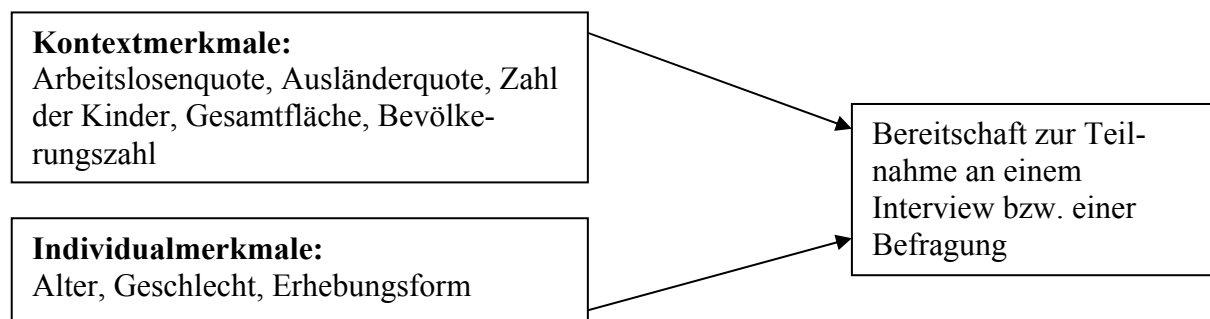
β_{0j} die Konstante bezeichnet, die in Abhängigkeit der Kontextzugehörigkeit variiert,

β_1 den Effekt der einbezogenen unabhängigen Variable x_{1i} bezeichnet, der für alle Kontexte als konstant modelliert wird und

ε_i für den Residualterm der Beobachtungseinheit steht

Als individuelle Merkmale, die die Teilnahmebereitschaft beeinflussen können, wurden die soziodemographischen Merkmale ‚Geschlecht‘ und ‚Alter‘ herangezogen, die für alle Stichprobenmitglieder durch die Meldebehörde im Rahmen einer Zufallsauswahl zur Verfügung gestellt wurden.⁶ Darüber hinaus wurde die Befragungsform kontrolliert.

Die Variablen, die den Kontext beschreiben, beziehen sich auf die Stadtbezirke, in denen die Befragten leben. Die entsprechenden Daten wurden den Informationen des statistischen Landesamtes entnommen. Insgesamt standen die folgenden Variablen für die Analyse zur Verfügung.



Die Auswahl von Kontextmerkmalen orientierte sich zuerst einmal an ihrer Verfügbarkeit. Die Hypothesen, die ihrer Einbeziehung in die Erklärungsmodelle zugrunde lagen, waren dabei zum Teil eher diffus. Im Vordergrund stand die Überlegung, dass in der Alltagswahrnehmung eher reichere von eher ärmeren Stadtbezirken unterschieden werden können.⁷ Unter eher reicheren Stadtteilen werden dabei die verstanden, deren Siedlungsstruktur eher von Einfamilien- und Reihenhäusern geprägt ist und die deshalb auch eine geringere Bevölkerungsdichte aufweisen. Darüber hinaus ist der Anteil höher Gebildeter, die über ein eher überdurchschnittliches Einkommen verfügen, größer und die relative Kinderzahl kleiner als in den anderen Stadtteilen. Demgegenüber steht ein geringerer Anteil ausländischer Mitbürger und von Arbeitslosen an der Gesamtbevölkerung.

6 Sicher wäre es auch erkenntnisreich, andere, insbesondere Einstellungsinformationen über die zu befragenden Personen einbeziehen zu können. Dies erfordert jedoch eine parallele Non-responderbefragung, die im Rahmen des hier vorgestellten Projektes nicht realisiert werden konnte und die außerdem selber vor dem Problem der Nichtteilnahme stehen würde.

7 Die Vorstellungen über die Stadtteile wurden im Rahmen des gesamten Evaluationsprojektes auch für andere Teilprojekte durch die studentische Forscher-Gruppe analysiert. Sie basieren auf den Angaben des statistischen Landesamtes (<http://www2.bremen.de/info/statistik/>) und den Selbstbeschreibungen der Stadtbezirke.

Die eher „ärmeren“ Stadtteile sind durch eine engere Bebauung, eine höhere Bevölkerungsdichte, höhere Kinder- und Arbeitslosenquote und den höheren Anteil ausländischer Mitbürger gekennzeichnet. Dort leben eher weniger Gebildete und Personen mit unterdurchschnittlichem Einkommen.

5 Analyseergebnisse

Im ersten Abschnitt werden deskriptive Ergebnisse vorgestellt, die alle untersuchten Variablen und Einflüsse beinhalten. Danach schließen sich die Ergebnisse von Mehrebenenanalysen an, die sich auf die erklärungsreichen Variablen beschränken. In die deskriptiven Analysen gehen alle zu analysierenden Fälle ein, in die Mehrebenenanalyse sind lediglich die Bremer Befragten aus den Stadtteilen einbezogen, die mehr als sechs Kontaktierte aufwiesen. Einbezogen sind dabei sowohl diejenigen, die in einem telefonischen Interview befragt wurden als auch diejenigen, die einen Fragebogen ausfüllen konnten.

Betrachten wir den Zusammenhang zwischen dem Geschlecht der Personen in der Stichprobe und ihrer Teilnahme an der Befragung so zeigt sich eine etwas höhere Teilnahmebereitschaft bei den Männern (33,8 %) im Vergleich zu den Frauen (28,9 %). Dieser Zusammenhang ist jedoch nicht besonders stark ausgeprägt (*Cramér's V* = 0,052; $p = 0,026$).

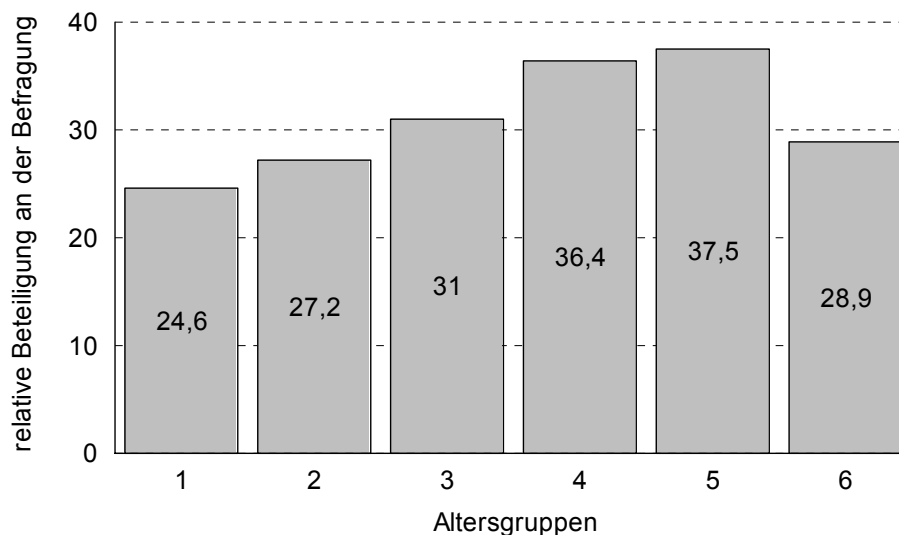
Um den Alterseffekt auf die Teilnahmebereitschaft beurteilen zu können, wurden sechs Altersgruppen definiert, für die folgende Beschreibung angenommen wird:

1. **Altersgruppe:** Jüngere im Alter von 18 bis 29 Jahre, die sich größtenteils in einer Lebensphase der Ausbildung und Partnerschafts- und Familiengründung befinden.
2. **Altersgruppe:** Personen im Alter von 30 bis 41 Jahren, bei denen berufliche Karriere, Familie und Partnerschaft im Mittelpunkt stehen.
3. **Altersgruppe:** Personen im Alter von 42 bis 53 Jahre.
4. **Altersgruppe:** Personen im Alter von 54 bis 65, bei denen die Kinder zum Teil bereits aus dem Haus sind und die deshalb wieder mehr Zeit für eigene Interessen haben.
5. **Altersgruppe:** Die Altersgruppe der 66- bis 77-Jährigen ist durch den beruflichen Ruhestand gekennzeichnet, durch einerseits größere Flexibilität eigenen Interessen nachgehen zu können andererseits aber durch die Probleme mit der Bewältigung des Alterns.
6. **Altersgruppe:** Personen im Alter von 78 bis 99 Jahre.

Wie in Abbildung 1 deutlich wird, unterscheiden sich die Anteile derer, die an der Befragung teilnahmen, in den Altersgruppen zum Teil sehr deutlich (*Cramér's V* = 0,099; $p = 0,003$). Dabei ist ein kontinuierlicher Anstieg des Anteils Teilnahme-

bereiter von einem Viertel bei den Jüngsten über fast ein Drittel in der Altersgruppe 3 bis zu deutlich mehr als einem Drittel in den Altersgruppen 4 und 5. Erst in der letzten Altersgruppe sinkt die Teilnahmebereitschaft dann wieder auf deutlich unter ein Drittel, wobei sie nicht das niedrige Niveau der jüngsten Altersgruppe erreicht.

Abbildung 1 Prozentualer Anteil der Befragungsteilnehmer je Altersgruppe

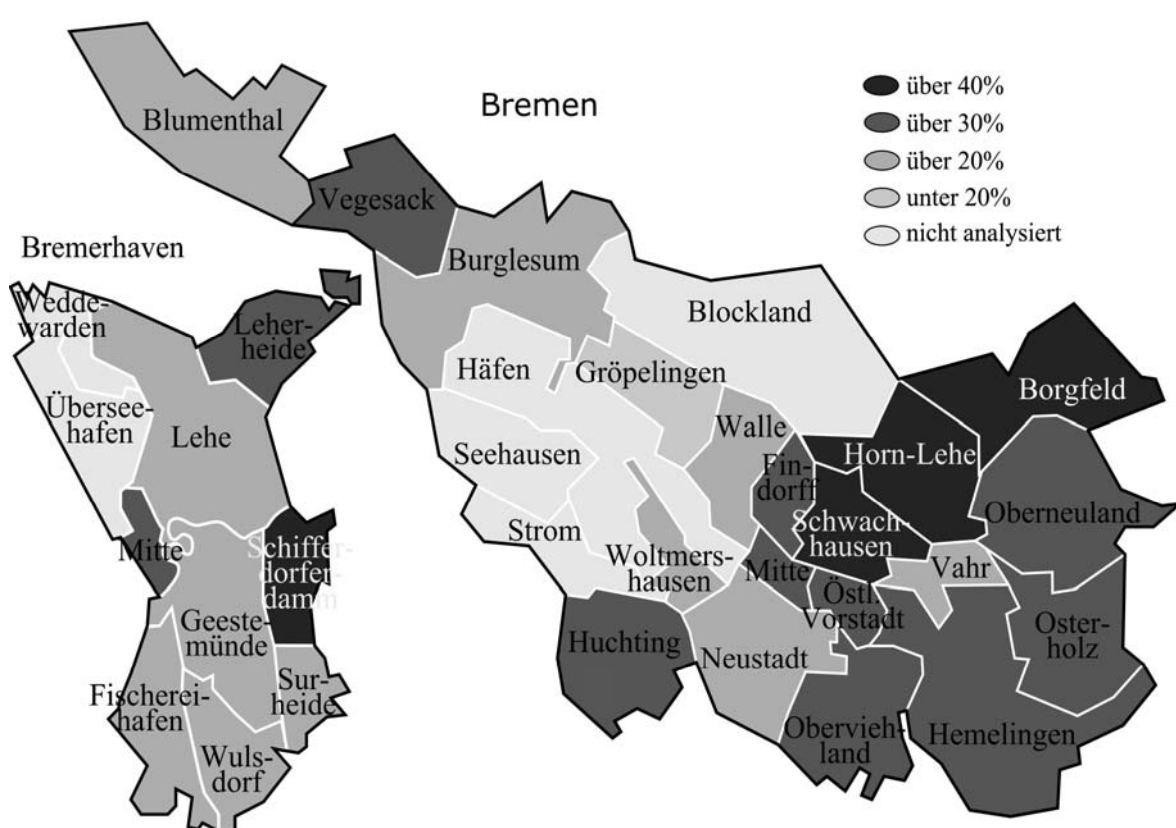


Betrachten wir die Wohnorte der Befragten so zeigt sich ein eher geringer, nicht signifikanter Unterschied in der Teilnahmequote in Bremen (29 %) und Bremerhaven (25,8 %) (*Cramér's V* = 0,029; *p* = 0,201).

Anders sieht das mit Blick auf die einzelnen Stadtteile aus, in denen die Befragten leben (*Cramér's V* = 0,172; *p* = 0,006). Hier unterscheiden sich die Rücklaufquoten zum Teil recht deutlich.

In Bremen fand eine auffallend hohe Befragungsteilnahme (über 40 %) in den mittleren und nord-östlichen Stadtteilen statt. Eine geringere Beteiligung war hingegen in den westlicheren Stadtteilen Gröpelingen und Woltmershausen zu beobachten. Abgesehen von den fünf Stadtteilen, deren Ausschöpfungsquote zu gering für eine genaue Aussage über die Teilnahmebereitschaft war (weniger als sechs Kontaktierte), bewegt sich die Quote der Teilnehmer in den übrigen Stadtteilen zwischen einem Fünftel und weniger als einem Drittel.

In Bremerhaven (das Überseehafengebiet ist zur Stadt Bremen gehörig) fiel nur ein Stadtteil aufgrund zu geringer Fallzahlen aus der Bewertung. Lediglich drei Stadtteile (Schifferdorfer Damm, Lehrerheide und Mitte) wiesen eine überdurchschnittliche Teilnehmerquote auf, während die anderen fünf Stadtbezirke eine Quote zwischen 20 % und 30 % aufweisen.

Abbildung 2 Rücklauf in den Stadtteilen

5.1 Beschreibung der Stadtteile mit hoher Teilnahmequote

Die Bremer Stadtteile mit der höchsten Teilnahmebereitschaft waren Borgfeld (57,9 %), Horn-Lehe (46,9 %) und Schwachhausen (46,4 %). Auffällig ist, dass Borgfeld ein sehr gering besiedelter Stadtteil ist (durchschnittlich 4,3 Personen pro Hektar), der einen geringen Ausländeranteil an der Gesamtbevölkerung aufweist (4 %). Des Weiteren ist es ein kinderreicher Stadtteil. Mehr als ein Fünftel der Gesamtbevölkerung ist unter 18 Jahre (22,1 %), in dem knapp die Hälfte der Grundgesamtheit unserer Befragung (Personen von 18 bis 99 Jahre) zwischen 25 und 50 Jahre alt ist. Weiter fällt mit 3,1 % ein extrem niedriger Anteil an Arbeitslosen und Sozialhilfeempfängern der erwachsenen Bevölkerung auf.

Auch Horn-Lehe ist relativ dünn besiedelt (durchschnittlich 17,2 Personen pro Hektar), ein Zehntel der gesamten Bevölkerung ist nicht deutsch und gerade 8 % der Erwachsenen ohne Arbeit. Innerhalb von Horn-Lehe sind deutliche Unterschiede in den Teilnahmequoten zwischen den Ortsteilen zu beobachten: Während im Ortsteil Horn die Hälfte der Befragten am Interview teilnahmen, waren es in den beiden anderen Ortsteilen Lehe und Lehesterdeich um die zwei Fünftel. Auch der Anteil ausländischer Mitbürger unterscheidet sich zwischen diesen Ortsteilen deutlicher als

in den Ortsteilen anderer Stadtbezirke. In Lehe ist der Anteil dort lebender Ausländer mit 16,9 % mehr als zweimal so groß wie in Lehersterdeich (7,8 %) und fast dreimal so groß wie in Horn (6,8 %). Bei der Besiedlungsdichte der Ortsteile ist jedoch kaum ein Unterschied zu verbuchen.

Schwachhausen ist dichter besiedelt als Borgfeld und Horn-Lehe (durchschnittlich 42 Personen auf einen Hektar) und liegt zentraler in der Stadtmitte. Hier kommen 6,8 % der Bevölkerung nicht aus Deutschland und 6,2 % der Grundgesamtheit unserer Befragung erhält Arbeitslosen- und Sozialhilfeleistungen.

5.2 Beschreibung der Stadtteile mit geringer Teilnahmequote

In den Bremer Stadtteilen Gröpelingen und Woltmershausen war die Teilnahmebereitschaft hingegen am geringsten. Etwa ein Fünftel der in Gröpelingen (19,3 %) und der in Woltmershausen (22,9 %) Kontaktierten nahmen an der Befragung teil. In beiden Stadtteilen ist ein sehr viel höherer Ausländer- und Arbeitslosenanteil als in den Stadtteilen mit hohen Teilnehmerquoten anzumerken. So ist in Gröpelingen mehr als ein Fünftel (23,3 %) der Bevölkerung nicht deutscher Herkunft und fast ein Drittel der erwachsenen Bevölkerung (29 %) arbeitslos. Die Bevölkerungsdichte liegt hier bei durchschnittlich 36,1 Personen pro Hektar. Besonders hervorzuheben ist dabei der Ortsteil Ohlenhof, der mit 8,3 % die geringste Beteiligungsquote aufweist und dabei mit 29,1 % den höchsten Ausländeranteil, mit 31,5 % einen überdurchschnittlichen Arbeitslosenanteil und mit 72,9 Personen pro Hektar, die zweithöchsten Bevölkerungsdichte aufweist.

Im Stadtteil Woltmershausen sind diese Gröpelinger Tendenzen in abgeschwächter Form wieder zu finden. Mehr als ein Zehntel der Bevölkerung (11,4 %) sind hier ausländische Mitbürger und ein Fünftel unserer Grundgesamtheit ist ohne Arbeit 20,4 %. Die Bevölkerungsdichte liegt jedoch lediglich bei durchschnittlich 27,5 Personen pro Hektar.

Ganz allgemein lässt sich sagen, dass Stadtteile mit einer hohen Teilnehmerquote durch eine geringe Arbeitslosenquote, einen geringeren Anteil ausländischer Mitbürger und eine vergleichsweise geringere Besiedlungsdichte gekennzeichnet sind. Die Stadtteile, in denen die Teilnahmebereitschaft eher gering ausfiel, können durch eine hohe Arbeitslosenquote, einen hohen Anteil nichtdeutscher Bevölkerungsgruppen und eine hohe Besiedlungsdichte beschrieben werden.

Für die Bremerhavener Stadtteile stehen entsprechende Informationen zur Beschreibung der sozioökonomischen Situation nicht zur Verfügung. Die Basis der

nachfolgend berichteten Ergebnisse aus Mehrebenenmodellen bilden deshalb 1447 Personen aus Bremen.

6 Ergebnisse der Mehrebenenanalyse

Die Merkmale, für die in den deskriptiven Analysen relevante Erklärungsleistungen deutlich wurden, finden sich wieder in den Mehrebenenanalysen, deren Ergebnisse in Tabelle 2 zusammenfassend dargestellt sind. Die Verteilung der Varianz auf die beiden Ebenen der Personen und der Stadtteile (Modell 0) zeigt das erwartbare deutliche Übergewicht an erklärbarer Varianz auf der individuellen Ebene. Darüber hinaus sind zwei Prozent (0,017) der Varianz jedoch auf der Ebene der Stadtteile angesiedelt. Dieser Wert ist für sich genommen selbstverständlich nicht besonders hoch. Jedoch ist es eher überraschend, dass tatsächlich erklärbare Varianz auf der zweiten Ebene beobachtet werden kann. Angesichts der handlungsleitenden Ferne zwischen den Personen und den Stadtteilen, lässt dieses Ergebnis vermuten, dass die Einbeziehung von Kontexten, die engeren Zugriff auf die individuelle Entscheidung der Teilnahme an einer Befragung haben, tatsächlich einen fruchtbaren Erklärungsbeitrag leisten könnten. Für Haushalte wird deshalb eine mögliche höhere Erklärungsleistung vermutet. Mit den vorliegenden Daten kann diese These jedoch nicht geprüft werden, da lediglich Personen in die Stichprobe gezogen wurden und nicht Haushalte und darüber hinaus keine Haushaltsinformationen vorliegen.

Bei der Formulierung der inhaltlichen Modelle folgen wir der Logik, die *Hox* (2002) vorschlägt. Nach der Einbeziehung fixer Prädiktoren der ersten Ebene (Modell 1) werden in Ergänzung dazu in Modell 2 die erklärenden Variablen der zweiten Ebene hinzugefügt. Dafür wurden schrittweise die erklärungskräftigen Merkmale der zweiten Ebene in das Modell aufgenommen und wieder entfernt, wenn sie keine signifikante Erklärungsleistung brachten. Im Ergebnis dieses Prozesses zeigte sich, dass lediglich die Arbeitslosenquote als Merkmal der zweiten Ebene beizubehalten war. Das abschließende Modell 3 beinhaltet dann außerdem die Freisetzung der Prädiktoren der ersten Ebene.

Im Ergebnis zeigt sich ein deutlicher Effekt der Erhebungsform. Wie vorn schon geschrieben ist der Rücklauf deutlich höher, wenn die befragte Person angerufen werden konnte im Vergleich zum Versand eines Fragebogens. Dieser Effekt kann aber nicht unmittelbar der Erhebungsform zugeschrieben werden, da am Telefon mehr Kontaktversuche unternommen wurden als im Rahmen der schriftlichen

Tabelle 2 Ergebnisse der Mehrebenenanalysen

		Modell 0 ^{b)}	Modell 1 ^{b)}	Modell 2 ^{b)}	Modell 3 ^{b)}
fixed effects	Konstante β_0	-0,742 (0,079)***	1,886 (0,209)***	2,068 (0,274)***	2,096 (0,295)***
	Frau β_1		-0,13 (0,125)		
	Brief β_2		-1,804 (0,136)***	-1,83 (0,137)***	-1,868625 (0,158919)***
	Altersgruppe 2 β_3		-0,105 (0,208)	-0,103 (0,209)	-0,126266 (0,233397)
	Altersgruppe 3 β_4		-0,031 (0,21)	-0,041 (0,210)	-0,039865 (0,228378)
	Altersgruppe 4 β_5		0,134 (0,214)	0,152 (0,214)	0,144130 (0,241207)
	Altersgruppe 5 β_6		-0,175 (0,229)	-0,162 (0,229)	-0,250509 (0,293666)
	Altersgruppe 6 β_7		-0,706 (0,285)*	-0,749 (0,284)**	-0,804510 (0,319301)*
	Arbeitslosenquote β_8			-5,884 (1,96)**	-5,333421 (1,043922)***
	Ausländerquote β_9			1,673 (2,448)	
	Kinderzahl			-0,000 (0,000)	
random effects	Varianz für $u_{0j} : \tau_{00}$	0,055 (0,235)***	0,258 (0,067)***	0,000 (0,003)	0,232 (0,482)
	Varianz für $u_{2j} : \tau_{02}$				0,111 (0,333)
	Varianz für $u_{3j} : \tau_{00}$				0,174 (0,417)
	Varianz für $u_{4j} : \tau_{00}$				0,126 (0,355)
	Varianz für $u_{5j} : \tau_{00}$				0,209 (0,457)
	Varianz für $u_{6j} : \tau_{00}$				0,585 (0,765)*
	Varianz für $u_{7j} : \tau_{00}$				0,325 (0,57)
Intraklassen-Korrelation ^{a)}	$\rho = \frac{\tau_{00}}{\tau_{00} + \frac{\pi^2}{3}}$	0,017			
Modellanpassung	-2log Likelihood	4469,32	4242,47***	4219,82***	4209,66***

* unter 0,05; ** unter 0,01; *** unter 0,001

a) Zur Varianz und der Intraklassenkorrelation vgl. **Hox** 2002: 117

b) Abgetragen sind die Koeffizienten und in Klammern die Standardfehler für die Effekte und die Koeffizienten und die Standardabweichungen für die Varianzkomponenten

Die Schätzung der logistischen Modelle erfolgte mit Hilfe des Softwareprogramms HLM 6.2 nach dem *Laplace* EM-Schätzalgorithmus. *Snijders* und *Bosker* (1999: 220) argumentieren, dass “if one is using (...) the *Laplace* approximation, the deviance can be used to produce chi-squared tests (...). But the deviance values produced by the MQL and PQL methods are so crude approximations that they cannot be used in reliable deviance tests.” In der Tat unterscheiden sich die Devianzwerte sehr deutlich, wenn der *Laplace*-Algorithmus unter HLM 6.2 oder der PQL-Algorithmus, wie er im MLwin implementiert ist, verwendet wird. Die Interpretationen signifikanter Modellverbesserungen bleiben davon aber – zumindest im hier vorgestellten Beispiel – unberührt. In den Korrekturen zum Buch von *Snijders* und *Bosker* gehen die Autoren darauf ein, dass es in Beispielschätzungen zu schlechteren Anpassungswerten gekommen ist, wenn die Modelle erweitert wurden. Die Gründe dafür sind nach wie vor weiter zu suchen. „There are cases where the deviance calculated by the *Laplace* approximation in HLM-5 goes up instead of down when effects are added in discrete multilevel models. So the approximation is not always very good.” (*Snijders* und *Bosker*: 2006: 6) Im hier vorgestellten Beispiel werden keine derartigen unplausiblen Veränderungen der Modellgüte beobachtet. Die Modellerweiterung führt in allen Fällen zu signifikanten Verbesserungen.

Befragung. Deshalb sollte dieser Befund nicht überbewertet werden. Insgesamt war die Bereitschaft von Frauen etwas geringer als die der Männer, an der Befragung teilzunehmen. Der entsprechende Effekt ist aber nicht signifikant (Modell 1) und wurde deshalb aus den folgenden Modellen ausgeschlossen. Bei den Altersgruppen zeigt sich lediglich für die älteste Gruppe ein leichter negativer Effekt. Das heißt, diese Gruppe hat im Vergleich zu den Jüngsten eher auf die Teilnahme verzichtet. Die Effekte variieren über die Stadtbezirke hinweg nicht signifikant (vgl. Modell 3).

Interessanter ist jedoch die Betrachtung der Effekte der zweiten Ebene. Hier zeigt sich, dass lediglich die Arbeitslosenquote einen deutlichen signifikanten Effekt hat. Eine höhere Arbeitslosenquote im Stadtteil vermindert demnach die Teilnahmebereitschaft der Befragten.

7 Fazit

Die Ergebnisse des Mehrebenenmodells fallen insgesamt ernüchternd aus. Die erklär-bare Varianz der zweiten Ebene umfasst lediglich ca. 2 %. Die Erklärungskraft der hier herangezogenen Variablen fällt zum Teil sehr gering aus. Trotzdem sollten mehrebenenanalytische Überlegungen zur Erklärung der Teilnahme an Befragungen nicht von vornherein ad acta gelegt werden. Vielmehr sind die entsprechenden Modelle anzupassen. Unabdingbar dafür ist eine theoretische Fundierung der zu untersuchenden Modellstruktur. Dabei bleibt zu beachten, dass die Spezifikation der Ebenen plausibel handlungsleitend für die Menschen sein muss. Es könnten in einem ersten Schritt Personen in Haushalten und Nachbarschaften untersucht werden.

Die Variablen der ersten Ebene sind vor allem um Einstellungen zu ergänzen. Dabei kommen sowohl spezifische Einstellungen zu Befragungen als auch allgemeine Überzeugungen zur Unterstützung insbesondere wissenschaftlicher Vorhaben in Frage.

In den hier vorgestellten Analysen hat sich gezeigt, dass die bisherigen einbezogenen Variablen lediglich geringe Erklärungen geliefert haben. Dabei handelte es sich um klassische sozialstrukturelle Variablen. Lediglich die Arbeitslosenquote im Stadtbezirk und die Kontaktform (mit den oben beschriebenen Einschränkungen) können interpretiert werden.

Die hier zu berichtenden Beschränkungen resultieren vor allem aus dem zur Verfügung stehenden Set an Individual- und Kontextinformationen. Insbesondere die Merkmale, die den Kontext beschreiben und von denen theoriebasiert ein Einfluss auf die individuelle Kooperation der Befragten ausgehen kann, sind in weitere Studien einzubeziehen.

Literatur

Bosnjak, Michael (2001): Teilnahmeverhalten bei Web-Befragungen – Nonresponse und Selbstselektion. In: **Theobald, Axel; Dreyer, Marcus; Starsetzki, Thomas** (Hg.): Online-Marktforschung. Theoretische Grundlagen und praktische Erfahrungen. Gabler, S. 79 – 95.

Bosnjak, Michael (2002): (Non)Response bei Web-Befragungen. Aachen: Shaker.

Bosnjak, Michael; Batinic, Bernad (1999): Determinanten der Teilnahmebereitschaft an internet-basierten Fragebogenuntersuchungen am Beispiel E-Mail. In: **Batinic, Bernad; Werner, Andreas; Gräf, Lorenz; Bandilla, Wolfgang** (Hg.): Online Research. Methoden, Anwendungen und Ergebnisse. Göttingen: Hogrefe, S. 145 –153.

Diekmann, Andreas (1997): Empirische Sozialforschung. Reinbek: Rowohlt.

Cook, Colleen; Heath, Fred; Thomson, Russel L. (2000): A Meta-Analysis of Response Rates in Web- or Internet-Based Surveys. In: Educational and Psychological Measurement, 60, 821 – 836.

Dillman, Don A. (1978): Mail and Telephone Survey: The Total Design Method. New York: Wiley.

Dillman, Don A. (2000): Mail and Internet Surveys: The Tailored Designed Method. New York: Wiley.

Engel, Uwe; Pötschke, Manuela; Schnabel, Christiane; Simonson, Julia (2004): Nonresponse und Stichprobenqualität: Ausschöpfung in Umfragen der Markt- und Sozialforschung. Herausgegeben vom ADM Arbeitskreis Deutscher Markt- und Sozialforschungsinstitute e.V. Frankfurt a.M.: Verlagsgruppe Deutscher Fachverlag.

Goyder, John (1987): The Silent Minority: Nonrespondents on Sample Surveys. Cambridge: Polity Press.

Hox, Joop J. (2002): Multilevel Analysis: Techniques and Applications. Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.

Klein, Markus; Pötschke, Manuela (2004): Die intra-individuelle Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen: Eine Mehrebenenanalyse auf der Grundlage des Sozio-Oekonomischen Panels (SOEP). Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 3, 2004, 432-456.

Klein, Markus; Pötschke, Manuela (2005): Haben die beiden TV-Duelle im Vorfeld der Bundestagswahl 2002 den Wahlausgang beeinflusst? Eine Mehrebenenanalyse auf der Grundlage eines 11-Wellen-Kurzfristpanels. In: **Falter, Jürgen W.; Gabriel, Oscar W.; Wessels, Bernhard** (Hrsg.): Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2002. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften, 357-370.

Losch, Mary E.; Maitland, Aaron; Lutz, Gene; Mariolis, Peter; Gleason, Steven C. (2002): The Effect of Time of Year of Data Collection on Sample Efficiency: A Analysis of Behavioral Risk Factor Surveillance Survey Data. *Public Opinion Quarterly*, 66, 594 – 607.

McFadden, Daniel; Winter, Joachim (2001): Experimental Analysis of Survey Response Bias over the Internet: Some Results from the Retirement Perspectives Survey.
<http://www.econ.ucy.ac.cy/~echalias/tmr/Winter.pdf>, letzter Zugriff: 10. September 2004.

Pötschke, Manuela, (2001): Dissonanzprovozierende Interventionen im Verkehrsmittelwahlbereich: Möglichkeiten und Chancen von Multimedia. Aachen: Shaker.

Pötschke, Manuela; Engel, Uwe (2005): Datengüte in Online Access Panels: Determinanten der Teilnahmebereitschaft. <http://www.sozialforschung.uni-bremen.de>, letzter Zugriff 20. November 2006.

Pötschke, Manuela; Müller, Christina (2006): Deskriptive Analyse der Teilnahme an der Befragung zur „Stadt der Wissenschaft 2005“. <http://www.uni-bremen.de/~poetsch>, zuletzt am 1.11.2006.

Sheehan, Kim B. (2001): E-mail Survey Response Rates: A Review. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 6, 2. <http://www.ascusc.org/jcmc/vol6/issue2/sheehan.html>, letzter Zugriff: 26. August 2004.

Sheehan, Kim B.; McMillan, Sally J. (1999): Response Variation in E-Mail Surveys: An Exploration. *Journal of Advertising Research*, 39, 4, S. 45 – 54.

Simonson, Julia (2004): Individualisierung und soziale Integration: Zur Entwicklung der Sozialstruktur und ihrer Integrationsleistungen. Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag DUV.

Snijders, Tom; Bosker, Roel (1999): Multilevel Analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modelling. London/ Thousand Oaks/ New Delhi: Sage Publications.

Snijders, Tom; Bosker, Roel (2006): Remarks and corrections.
<http://stat.gamma.rug.nl/snijders/mlbook1.htm>, zuletzt am 1.11.2006.